



Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

Grupo de Estudos Monetários e Financeiros
(GEMF)
Av. Dias da Silva, 165 – 3004-512 COIMBRA,
PORTUGAL

gemf@fe.uc.pt
<http://gemf.fe.uc.pt>

JOSÉ SOARES DA FONSECA

L'intégration des marchés financiers

ESTUDOS DO GEMF

N.º 6

2006

**PUBLICAÇÃO CO-FINANCIADA PELA
FUNDAÇÃO PARA A CIÊNCIA E TECNOLOGIA**

Impresso na Secção de Textos da FEUC
COIMBRA 2006

L'intégration des marchés financiers

José Soares da Fonseca

GEMF – Faculdade de Economia da U. Coimbra

Email: jfonseca@fe.uc.pt

Abstract

This paper presents a survey of the theory on stock market integration and an empirical analysis of the integration of the national stock markets of sixteen European countries in the “European Stock Market”, represented alternatively by two European indices: the EMU index and the Europe Index. A co-integration method is used, as a result of which, the domestic stock indices are classified in different degrees of integration at the European level: those perfectly co-integrated with the European indices, and those with a stationary long-term relation with the European indices but not co-integrated with them.

Resumo

Neste estudo é apresentado um “survey” da teoria sobre a integração dos mercados financeiros, seguido duma análise empírica sobre a integração dos índices nacionais de acções de 16 países europeus no “mercado europeu de acções” representado alternativamente pelos índices EMU e Europa. Foi utilizado um método de co-integração que permitiu classificar os índices nacionais em diferentes graus de integração a nível europeu: os que estão perfeitamente co-integrados com os índices europeus, e os que apresentam, em relação a estes, uma relação estacionária de longo prazo, mas sem co-integração.

Résumé

Dans cette recherche est présenté un “survey” de la théorie sur l'intégration des marchés financiers, suivi de l'analyse empirique sur l'intégration des indices nationaux de seize pays européens dans le « marché européen d'actions », représenté alternativement par les indices EMU et Europe. Une méthode de co-intégration fut utilisée, qui permet de classifier les indices nationaux dans différents degrés d'intégration au niveau européen : ceux qui sont parfaitement co-intégrés avec les indices européens et ceux qui présentent, par rapport à ces derniers, des relations stationnaires de long terme, mais pas de co-intégration.

Nous pouvons distinguer deux grands types d'analyse empirique à propos de l'intégration des marchés financiers : l'un d'entre eux est composé par les études qui se fondent sur les modèles d'évaluation des actifs financiers, tandis que l'autre est composé par les études qui se penchent sur l'analyse du co-mouvement des prix. L'analyse fondée sur les modèles d'évaluation des actifs financiers suppose que les marchés financiers sont efficients. Les études sur le co-mouvement des prix font surtout appel aux modèles de co-intégration pour déterminer le degré d'interdépendance entre un certain nombre de marchés nationaux. Le recours à ce type d'analyse n'a pas l'efficiencia des marchés comme hypothèse de base.

Dans la première section sont présentées les principales études qui prennent les modèles d'équilibre comme point de départ pour l'analyse de l'intégration des marchés financiers. Dans la deuxième section sont rapportées les études qui font appel aux modèles de co-intégration pour analyser l'interdépendance entre les marchés financiers. Dans la troisième section nous faisons recours à une méthode de co-intégration pour évaluer l'intégration de marchés d'actions de seize pays européens (l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Danemark, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce, la Hollande, l'Irlande, l'Italie, la Norvège, le Portugal, le Royaume Uni, la Suède et la Suisse), évaluée, alternativement, en référence à deux indices européens.

1. L'analyse de l'intégration des marchés financiers fondée sur les modèles d'évaluation des actifs financiers

Les trois cas possibles en ce qui concerne le degré d'intégration d'un marché financier national sur le marché mondial sont : 1) l'intégration parfaite, 2) l'intégration imparfaite (ou segmentation imparfaite) et 3) la segmentation parfaite. Dans le premier cas il n'y a pas de barrières aux mouvements de capitaux entre le pays et l'extérieur et aucune des causes du biais domestique n'est observée.

Les études empiriques sur l'intégration des marchés financiers ont comme première référence, le modèle de Solnik (1974). Il s'agit d'un modèle qui correspond au cas où les marchés financiers sont parfaitement intégrés et où, par conséquent, les variables domestiques n'interviennent pas dans la détermination des prix de marché du risque. Les hypothèses du modèle de Solnik concernant les processus stochastiques suivis par les prix des actifs financiers sont du même type que celles du modèle de Sharpe (1964), Lintner(1965) et Mossin (1966). Un processus stochastique de la même nature est supposé, dans le modèle de Solnik, pour le taux de change, qui joue ici le rôle de variable d'état. En plaçant l'épargne dans le portefeuille d'actifs risqués du pays i , l'investisseur du pays k court, le risque du marché de l'autre pays et le risque de taux de change. Dans ce modèle il n'y a pas d'inflation. Par conséquent, toutes les variations du taux de change se traduisent par des variations de la parité du pouvoir d'achat. Cependant, Solnik admet, dans son modèle, que le risque de taux de change peut être complètement couvert, si l'investisseur emprunte, dans chaque pays étranger, le montant total qu'il veut placer dans des actions de ce pays. Les principaux développements de Solnik se rapportent au cas où l'investisseur du pays k répartit ses placements par N pays, de la façon suivante : 1) dans chaque pays il achète le portefeuille d'actions du pays dont le risque de change est couvert par l'obtention de financement dans ce pays, 2) de plus il achète l'actif sans risque de chaque pays.

Dans le modèle de Solnik l'investisseur a pour objectif la maximisation d'une fonction d'utilité intertemporelle. Par conséquent, de ce point de vue, ce modèle est plus proche du modèle de Merton (1973) que du MEDAF « standard ». Puisque les fonctions de demande des actifs risqués et les fonctions de demande des obligations sans risque sont séparables, Solnik décompose le portefeuille d'un investisseur qui désire couvrir le risque de taux de change, en trois fonds :

- le portefeuille de marché mondial (couvert contre le risque de taux de change);
- un portefeuille d'obligations des différents pays, spéculatif à l'égard du risque de change;
- l'actif sans risque de son propre pays.

En agrégeant la demande des portefeuilles de marché de tous les pays et en appliquant ensuite le procédé typique de la détermination des modèles d'équilibre, Solnik déduit l'équation suivante qui représente l'équilibre dans un marché international de capitaux parfaitement intégré:

$$E(r_i) - r_f = \beta_i [E(r_M) - r_f]$$

où $E(r_i)$ et $E(r_M)$ sont, respectivement, l'espérance de rentabilité du portefeuille de marché du pays i et l'espérance de rentabilité du portefeuille de marché mondial composé par les portefeuilles de marché de tous les pays, et r_f est une moyenne pondérée des taux d'intérêt sans risque des différents pays. La méthode de couverture du risque de taux de change contenue dans le modèle de Solnik fut critiquée par Sercu (1980). En fait, l'achat d'un portefeuille d'actifs risqués, dans le pays i , complètement financé par l'endettement dans ce pays, correspond à un ratio de couverture égal à 1. Sercu remarque que la valeur optimale du ratio de couverture dépend de l'exposition au risque de taux de change du portefeuille en question. L'argumentation de Sercu trouve son fondement chez Adler et Dumas (1978), qui soulignent que la couverture du risque de taux de change d'un actif se fait à travers d'un portefeuille composé par l'actif et par des contrats de change à terme, dans des proportions qui permettent de rendre égale à zéro la

corrélation de la rentabilité du portefeuille avec les variations des taux de change.

Adler et Dumas (1983) ajoutent au modèle de Solnik la possibilité d'inflation et soulignent que les écarts du taux de change par rapport à la parité du pouvoir d'achat (PPA) rendent difficile l'application d'un modèle international à l'évaluation des actifs financiers. Dans ces circonstances, les prix de marché du risque de taux de change sont ajoutés au prix du risque du portefeuille mondial, dans le modèle d'équilibre international.

Le risque de taux de change peut être éliminé, si les investisseurs achètent des portefeuilles couverts contre les écarts du taux de change par rapport à la PPA. Le ratio de couverture doit, d'après Adler et Dumas être calculé par des régressions des rentabilités des actifs utilisés dans de portefeuille de couverture, sur la série des écarts entre le taux de change effectif et les valeurs qui sont conformes à la PPA.

Dumas et Solnik (1995) ont testé un modèle d'équilibre international, qui inclut des prix de marché du risque de taux de change, sur une base de données des marchés financiers américain, allemand, japonais et anglais, ainsi que le taux de change entre le dollar et les monnaies de ces pays. D'après leurs résultats, les primes de risque de taux de change jouent un rôle significatif dans le modèle d'évaluation international des actifs financiers.

La parité des pouvoirs d'achat est plus importante pour un certain nombre de pays que pour d'autres. Karoly et Stulz (2003) soulignent que, dans le cas des pays à inflation élevée, la parité des pouvoirs d'achat est un bon outil pour prévoir l'évolution du taux de change. Par contre, dans les cas des pays où l'inflation est faible, les oscillations du taux de change sont très peu corrélées avec le taux d'inflation. De toute manière, un modèle d'évaluation internationale des actifs financiers doit pouvoir être appliqué à pour tous les pays, indépendamment de leur niveau d'inflation.

Dans ce cas, les variables qui déterminent les prix des actifs sur le marché international sont les mêmes que celles qui déterminent les prix des actifs sur le marché domestique, et c'est donc le modèle international qui permet l'évaluation des actifs financiers. Si, par contre, il y a une segmentation parfaite, les prix des actifs sur le marché domestique sont totalement indépendants des prix des actifs sur le marché international, ce qui implique que les premiers soient évalués par un modèle national où seul des éléments nationaux interviennent. Le cas intermédiaire, la segmentation imparfaite, signifie que, ni les barrières aux mouvements de capitaux, ni le biais domestique n'empêchent un certain degré de dépendance des prix des actifs nationaux relativement à la situation sur le marché international. L'évaluation des actifs financiers du pays, dans ces circonstances, doit se faire à l'aide de facteurs nationaux et internationaux.

1.1 Le modèle de Stehle

Le premier modèle empirique ayant pour but l'étude de la segmentation de marchés financiers fut celui Stehle (1977). Dans ce modèle on suppose que le marché domestique joue le rôle dominant dans l'évaluation des actifs financiers, le marché mondial étant un "acteur secondaire". Cela signifie que le modèle admet la possibilité que le marché des actions d'un pays soit partiellement intégré sur le marché mondial, mais l'hypothèse qu'il soit parfaitement intégré est exclue. Le procédé utilisé par Stehle dans son analyse empirique est composé par deux étages. Au premier étage, la composante de l'indice mondial non corrélée avec l'indice domestique est déterminée, à travers d'une régression linéaire:

$$\tilde{R}_W = \alpha_{WD} + \beta_{WD} \tilde{R}_D + \tilde{v}_W$$

où \tilde{R}_w est la rentabilité du portefeuille de marche mondial, \tilde{R}_D est la rentabilité du portefeuille domestique et \tilde{v}_w est la composante de la rentabilité du portefeuille mondial non corrélée avec le portefeuille domestique. Une deuxième régression fait partie du premier étage, ayant comme objectif l'estimation des coefficients bêta de chaque actif domestique individuel i , par rapport à l'indice domestique et à composante \tilde{v}_w de l'indice mondial:

$$\tilde{R}_i = \alpha_i + \beta_{iD}\tilde{R}_D + \beta_{iv}\tilde{v}_w + \tilde{\varepsilon}_i$$

Le deuxième étage est composé par la régression de l'excès d'espérance de rentabilité des actifs individuels sur les estimateurs des coefficients beta, ayant pour objectif l'estimation de la relation d'équilibre entre l'espérance de rentabilité et le risque systématique:

$$E(r_i) - r_f = \beta_{iD}\lambda_D + \beta_{iv}\lambda_v \quad (4)$$

où λ_D et λ_v sont les prix de marché du risque du portefeuille de marché domestique et du portefeuille mondial résiduel, respectivement. Le marché des actions domestique est partiellement intégré dans le marché mondial si $\lambda_v \neq 0$, et il est complètement segmenté si $\lambda_v = 0$.

1.2. Le modèle de Jorion et Schwartz

Jorion et Schwartz (1986) proposèrent un modèle où l'intégration parfaite et la segmentation complète sont les deux cas limite. Les tests menés par Jorion et Schwartz sont de deux types: le test d'intégration et le test de segmentation, tous les deux composées par deux niveaux. Le premier étage du test d'intégration a pour but d'isoler la composante du rendement du portefeuille de marché domestique qui ne dépend pas du portefeuille mondial, à travers de la régression suivante:

$$\tilde{R}_D = \alpha_{DW} + \beta_{DW} \tilde{R}_W + \tilde{\gamma}_D \quad (5),$$

où $\tilde{\gamma}_D$ est la composante de la rentabilité du portefeuille domestique non corrélée avec le portefeuille mondial. Dans le deuxième étage sont estimés deux coefficients bêta et deux prix de marché du risque. L'un des coefficients bêta est rapporté au portefeuille mondial, β_{iW} , et l'autre est rapporté à $\tilde{\gamma}_D$, $\beta_{i\gamma}$.

L'équation d'équilibre est:

$$E(r_i) - r_f = \beta_{iW} \lambda_W + \beta_{i\gamma} \lambda_\gamma \quad (6)$$

où λ_W et λ_γ sont, respectivement, le prix de marché du risque du portefeuille mondial et de $\tilde{\gamma}_D$. Le marché des actions domestique est parfaitement intégré dans le marché mondial quand $\lambda_\gamma = 0$ et il n'est pas parfaitement intégré si cette prime de risque est différente de zéro.

Le test de segmentation commence par la la détermination de la composante du portefeuille mondial non corrélée avec le portefeuille domestique, à travers de la régression suivante :

$$\tilde{R}_W = \alpha_{WD} + \beta_{WD} \tilde{R}_D + \tilde{v}_W \quad (7).$$

où \tilde{v}_W est cette composante.

Le second étage est identique à celui du test d'intégration. De nouveau deux coefficients bêta sont estimés pour chaque actif individuel, l'un qui est rapporté au portefeuille domestique, β_{iD} , l'autre étant rapporté à \tilde{v}_W , β_{iv} . Deux prix de marché du risque sont également estimés. La relation d'équilibre qui détermine les estimations finales est:

$$E(r_i) - r_f = \beta_{iD} \lambda_D + \beta_{iv} \lambda_v \quad (8).$$

Le marché domestique est complètement segmenté du marché mondial si le prix du marché du risque du portefeuille mondial non corrélé avec le portefeuille domestique, λ_v , est égal à zéro, et il n'est pas complètement segmenté si ce prix du risque est différent de zéro. Dans le deuxième étage des deux types de tests, Jorion et Schwartz ont utilisé un procédé de maximum vraisemblance, dans le but de tenir compte, dans les estimations, des écarts par rapport à la rentabilité espérée tant de la variable dépendante (les actifs individuels) que des variables explicatives (les deux indices). En appliquant leur modèle à l'étude de l'intégration du marché des actions canadien sur le marché américain, Jorion et Schwartz ont conclu qu'à l'époque de leur étude, le marché canadien était, vis-à-vis du marché américain, dans un état intermédiaire entre l'intégration parfaite et la segmentation totale. Ragunathan, Faff et Brooks (1999) ont fait des tests sur l'intégration du marché australien dans le marché américain, en incluant, dans le modèle de Jorion et Schwartz des variables « dummy » représentant l'état du cycle économique. Leurs résultats ont mis en évidence que l'intégration est plus élevée dans les phases d'expansion que dans les phases de récession. Fonseca et Santos (2004) ont adapté la méthode de Jorion et Schwartz, pour tenir compte de la possibilité d'existence de hétéroscédasticité autocorrélée (effets ARCH), et l'ont appliquée à l'estimation de l'intégration des marchés des actions de la zone euro, dans le marché mondial, après la création de la monnaie unique.

1.4. Les modèles d'équilibre fondés sur la covariance conditionnelle

L'étude de Harvey (1991) est le premier de l'approche à l'intégration financière qui utilise la covariance conditionnelle, reposant sur le modèle d'équilibre pour l'évaluation des actifs financiers avec des covariances variables, proposé par Bollerslev, Engle and Wooldridge (1988). Dans ce modèle, ainsi que dans les autres, rapportés dans les développements

suivants, qui utilisent le même type d'approche, la covariance conditionnelle est estimée à partir de modèles M-GARCH (Multivariate GARCH). Dans son étude, Harvey avait comme but d'estimer si un portefeuille mondial pouvait représenter la seule source de risque pour 16 marchés des actions développés. Bekaert et Harvey (1995) ont procédé à l'adaptation de la méthode originale de Harvey pour tenir compte de la possibilité de changement de régime en ce qui concerne l'intégration d'un marché national sur le marché mondial. Pour tenir compte de cette possibilité, Bekaert et Harvey ont recours à une fonction de probabilité qui dépend d'un ensemble de variables économique utilisées comme variables instrumentales. L'approche fondée sur l'hypothèse des covariances variables, pour analyser l'intégration financière, fut également utilisé par De Santis et Gerard (1997) pour évaluer le degré d'intégration sur le marché mondial des huit marchés financiers nationaux de plus grande dimension (le G7 plus la Suisse). Pour tester l'hypothèse de que le prix de marché du risque du portefeuille mondial est variable, ces auteurs, ont inclus un certain nombre de variables instrumentales : une variable « dummy » pour le mois de janvier, un ratio de dividendes et des taux d'intérêt de court terme et obligataires.

2. L'approche fondée sur l'évolution de la corrélation des indices et sur le co-mouvement des prix

Les modèles d'équilibre pour l'évaluation des actifs financiers sont soumis à l'hypothèse que les marchés financiers sont efficients, dans le sens défini par Fama (1970). Par conséquent, ils ne sont pas compatibles avec des situations où il y existerait une corrélation entre les prix courants et les prix observés dans le passé. Puisque ce type de dépendance intertemporelle peut être constatée, les études empiriques

font souvent appel à l'analyse de l'évolution des corrélations et du co-mouvement des prix des actifs négociés sur différents marchés, dans le but d'étudier l'interdépendance entre ces marchés. Ce procédé est une alternative à l'approche ayant pour base des modèles d'équilibre pour étudier l'intégration financière.

2.1 L'approche fondée sur l'évolution des corrélations

Longin et Solnik (1995), ainsi que Karoly et Stulz (1996) étudièrent le comportement des corrélations entre les prix des actifs observés dans des marchés financiers différents, comme méthode visant à évaluer leur degré d'intégration. Dans la première de ces études l'évolution des corrélations fut modelée par des modèles "bivariate-GARCH". Dans la deuxième étude l'hypothèse que la corrélation entre les prix dépend d'un ensemble de variables instrumentales, fut testée.

2.2 L'approche fondée sur les modèles de co-intégration

Les modèles de co-intégration, en faisant appel soit à la méthode de Engle et Granger (1987), soit à la méthode de Johansen (1988, 1991), présentent l'avantage de permettre de tenir compte de, d'une part, de la relation d'interdépendance à long terme, entre les prix de marchés différents et, d'autre part, de l'effet que cette relation a sur les variations à court terme des prix. L'application des ces méthodes ne demande pas que les marchés financiers soient efficients, comme c'est le cas des modèles d'équilibre. En utilisant la méthode de co-intégration de Johansen (1988,1991), Kasa (1992) estima le nombre de "trends" stochastiques communs de cinq marchés des actions: EUA, Japon, Royaume Uni, Allemagne et Canada. Arshanapalli et Doukas (1993) ont testé, en recourant à la méthode de Engle et Granger, l'interdépendance entre les indices des actions du Japon, de la France, du Royaume Uni et de l'Allemagne par rapport à un indice des actions

des EUA, avant et après le « crash » boursier de 1987. Richards (1995) estima, aussi à travers de la méthode de Engle et Granger, la co-intégration entre 16 indices des actions nationaux, prix individuellement, et un indice mondial.

La co-intégration fut aussi utilisée pour estimer l'interdépendance entre des marchés financiers européens. Rangvid (2001), en utilisant la méthode de Johansen, effectua des tests récursifs entre trois indices des actions européens: de la France, de l'Allemagne et du Royaume Uni, avant la création de l'euro. Pascual (2003) effectua des tests sur les mêmes indices que ceux qui furent utilisés par Rangvid, en utilisant la même méthodologie et sur la même période. Complémentairement, cet auteur évalua l'interdépendance de ces indices par l'évolution de leurs coefficients d'ajustement à la relation de long terme. Miloudi (2003), à travers de la méthode de Johansen, analysa l'intégration entre 16 indices des actions européens, avant et après la création de l'euro, en créant deux groupes qui furent l'objet de traitement séparé: un groupe comprenant les pays qui ont adhéré à l'euro, et un deuxième groupe qui comprend ceux de l'Union Européenne non adhérents à l'euro et d'autres pays européens.

3. L'intégration des marchés d'actions européens après la création de l'euro

Plusieurs études eurent comme objectif l'analyse de l'intégration des systèmes financiers européens, y compris les marchés financiers au cours des dernières décennies. De cet ensemble d'études, un groupe se penche surtout sur des aspects de changement institutionnel et de microstructure : Bakker (1996), Steil (1996), Dermine et Hillion (1999) et Davis (1999). D'autres sont consacrées à l'analyse empirique de données. L'un des exemples du deuxième groupe est l'étude de

Adjaouté et Danthine (2001), qui se penche sur les covariances et la détermination de la frontière d'efficience européenne pendant la dernière décennie. Hardouvelis, Malliaropulos et Priestley (2001), et Fratzscher (2001) ont recours à des modèles M-GARCH pour étudier l'intégration des marchés d'actions européens au cours des années 90. Les études Rangvid (2001), Pascual (2003) et Miloudi (2003), déjà rapportées, qui utilisent la co-intégration comme méthode pour évaluer l'intégration entre plusieurs marchés d'actions européens, sont d'autres exemples d'études empiriques sur l'intégration financière en Europe, durant la dernière décennie.

Dans l'étude empirique que nous présentons ici, la méthodologie de co-intégration de Engle et Granger est utilisée pour évaluer l'intégration de marchés d'actions de seize pays européens (l'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, la Danemark, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce, la Hollande, l'Irlande, l'Italie, la Norvège, le Portugal, le Royaume Uni, la Suède et la Suisse), évaluée, alternativement, en référence à deux indices européens publiés par Morgan Stanley Capital International, après la création de l'euro. Le premier est l'indice d'actions de l'Union Monétaire Européenne, indice EMU, composé à partir des indices d'actions de onze pays membres de l'UEM (le Luxembourg est exclu en raison de la dimension réduite de son marché d'actions). Le second est l'indice Europe, composé à partir des indices nationaux des seize pays de notre échantillon. Les indices nationaux utilisés dans cette étude sont également publiés par MSCI. La période étudiée va du 2 janvier 2001 au 31 décembre 2004, comprenant 1044 observations quotidiennes de chacune des variables. Les séries furent transformées, en prenant comme point de départ la valeur en euros des indices publiés par MSCI, de manière que les valeurs observées le 2 janvier 2001 sont devenues la base 100 pour tous les indices. Dans les tests nous avons travaillé avec des logarithmes.

La méthode de Engle et Granger fut choisie pour l'étude présente, car elle permet d'établir trois niveaux d'intégration d'un marché d'actions national sur un marché de dimension multinationale:

1) l'intégration est **parfaite** s'il y a co-intégration, ce qui veut dire que la relation de long terme entre le prix de l'indice national et le prix de l'indice européen est stationnaire, et que les variations de l'indice national dépendent des variations passées de l'indice européen et de la relation de long terme entre les prix des deux indices (l'indice national est faiblement exogène si toutes ces conditions sont remplies, sauf la dépendance de ses variations par rapport à la relation de long terme) ;

2) l'intégration est dans une situation **intermédiaire** si la relation de long terme entre les prix de l'indice national et de l'indice multinational est stationnaire, mais ni les variations passées de l'indice multinational ni la relation de long terme n'influencent les variations de l'indice national;

3) l'absence complète d'intégration peut être constatée, d'après ce critère, quand il n'y a pas de relation de long terme stationnaire entre l'indice national et l'indice multinational.

La méthode de co-intégration de Engle et Granger est composée par deux phases. La première phase consiste à l'estimation de la relation de long terme entre les indices. Si cette relation est stationnaire, la seconde phase des estimations a lieu, qui consiste à estimer le *modèle à correction d'erreur*.

3.1. Les tests de racine unitaire

La co-intégration ne peut exister qu'entre des variables non stationnaires. Par conséquent, avant d'estimer la co-intégration, il faut vérifier si chacun des indices des actions suit, ou non, une trajectoire (stationnaire) de retour vers une moyenne constante à long terme. Cette vérification a lieu à travers l'estimation de la statistique de Dickey-Fuller suivante :

$$Z = T(\hat{\rho} - 1)$$

où $\hat{\rho}$ est l'estimateur du coefficient d'autorégression d'une variable sur sa valeur retardée d'une période et T est le nombre d'observations. L'hypothèse de non-stationnarité d'une variable ne peut pas être rejetée si $\hat{\rho}$ n'est pas significativement différent de 1. Les valeurs calculées des statistiques pour de Dickey-Fuller, pour tous les indices nationaux et européens confirment que toutes les variables utilisées dans cette étude sont non stationnaires (cf. Tableau I).

3.2. L'analyse de co-intégration : les tests de co-intégration des indices nationaux avec l'indice EMU (European Monetary Union)

Dans ce premier groupe de tests on estime la co-intégration de chacun des indices nationaux avec l'indice MSCI pour l'Union Monétaire Européenne. Une variable « dummy » fut incluse, dans le but de distinguer la sous période 2001-2002, dominée par des variations négatives dans tous les indices, de la sous période 2003-2004, pendant laquelle la tendance opposée fut observée (Cf. graphique de la Fig 1). La variable « dummy » a pour valeur 0 à toutes les dates de la première sous-période, et la valeur 1 aux dates de la deuxième sous-période. Les valeurs de la statistique T des coefficients relatifs à cette variable ont mis en évidence l'importance de son inclusion dans les deux étages des modèles estimés. Le procédé à deux étages de Engle et Granger commence par l'estimation de la relation de long terme entre l'indice national de chaque pays i , P_i et l'indice EMU, P_{EMU} , représentée par la régression suivante, où D est la variable dummy :

$$P_{i,t} = \alpha + \beta_1 P_{EMU,t} + \beta_2 D_t + e_t$$

Cette régression est suivie par des tests de stationnarité aux résidus, e_t . Si, d'après la statistique τ de Dickey-Fuller, cette stationnarité se vérifie, on passe à l'estimation du *modèle à correction d'erreur* qui, le cas échéant, prend la représentation suivante:

$$\Delta P_{i,t} = a_1 + a_{i,D} D_t + a_{i,e} e_{t-1} + \sum_{j=1}^L a_{11}(j) \Delta P_{i,t-j} + \sum_{j=1}^L a_{12}(j) \Delta P_{EMU,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

où les variations quotidiennes courantes de l'indice national, $\Delta P_{i,t}$ sont expliquées par le terme d'erreur retardé, de la relation de long terme, e_{t-1} , par les variations retardées de $\Delta P_{EMU,t-j}$ ($j=1, \dots, L$, L étant le nombre de retards), et par les retards de l'indice national, $\Delta P_{i,t-j}$ ($j=1, \dots, L$). La variable « dumpy » fut aussi incluse dans le modèle à correction d'erreur.

Le paramètre $a_{i,e}$, étant significativement différent de zéro, traduit le fait que la force de rappel vers la relation de long terme avec l'indice EMU, joue un rôle important dans l'explication des variations de l'indice national. Si la double dépendance de l'indice national est constatée, par rapport aux variations passées de l'indice EMU et par rapport à la relation de long terme avec celui-ci, on est en présence de ce que nous pouvons désigner par co-intégration parfaite. Cependant, pour que cette relation de causalité ait lieu, il est suffisant qu'un seul des deux éléments dépendance soit observé. Quand les variations de l'indice national dépendent des variations passées de l'indice EMU, mais non pas de la relation de long terme, on dit que l'indice national est faiblement exogène.

Les résultats des estimations de la relation de long terme sont présentés au Tableau II. Des relations stationnaires avec l'indice EMU furent estimées pour les indices nationaux suivants : Allemagne, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Hollande, Irlande, Italie, Portugal, Royaume Uni, Suède et Suisse. Les indices de l'Autriche, de la Belgique et de la Norvège, présentèrent des relations de long terme non stationnaires avec l'indice EMU.

Les résultats des estimations du modèle à correction d'erreur sont présentés au Tableau III. Puisque l'objectif de la recherche présente est de déterminer s'il y a de causalité de l'indice European vers l'indice national, soit directement, soit à travers la relation de long terme entre eux, les estimateurs les plus importants pour nous sont $a_{i,e}$ et $a_{12}(j)$ avec $j=1...L$. Le nombre de variations retardées de chaque variable fut déterminé en utilisant les critères bayesiens d'Akaike et de Schwartz, en accord avec lesquels, un retard de chaque variable fut inclu dans les équations du modèle à correction d'erreur. La co-intégration avec l'indice EMU fut observée par rapport aux indices nationaux suivants : Allemagne, Danemark, France (faiblement exogène), Hollande, Irlande, Royaume Uni (faiblement exogène) et Suisse. Dans le cas de l'Allemagne et du Danemark, une causalité de l'indice national vers l'indice EMU fut observée. Sur tous ces marchés il y avait négociation d'actifs étrangers depuis un nombre significatif d'années, pour le moins depuis les années 90, d'après Steil (1996). Cela revient à dire que la bonne intégration sur le marché européen fut observée relativement aux marchés d'actions nationaux qui étaient déjà bien internationalisés avant la création de l'euro. L'absence de co-intégration, malgré la relation de long terme stationnaire avec l'indice EMU, fut observée relativement aux indices de l'Espagne, de la Finlande, de la Grèce, de l'Irlande, du Portugal et de la Suède.

Classification des indices nationaux d'après les résultats des tests de co-intégration avec l'indice EMU

| | |
|--|---|
| Co-intégration | <i>Allemagne, Danemark, France (f.e) , Hollande, Irlande, Royaume Uni (f.e) et Suisse</i> |
| Relation de long term stationnaire | <i>Espagne, Finlande, Grèce, Italie, Portugal et Suède</i> |
| Relation de long term non stationnaire | <i>Autriche, Belgique et Norvège</i> |

3.3. L'analyse de co-intégration : les tests de co-intégration des indices nationaux avec l'indice Europe

Dans le deuxième groupe de tests de co-intégration l'indice EMU fut remplacé par l'indice Europe. Les résultats (présentés dans le Tableau IV, pour la relation de long terme, et dans le Tableau V pour le modèle à correction d'erreur) ne se sont pas avérés intéressants, car ils n'ont pas apporté d'information supplémentaire significative comparativement aux résultats obtenus avec l'indice EMU. En fait, les pays dont les indices d'actions présentent une relation de long terme stationnaire avec l'indice Europe, sont les mêmes que ceux qui présentent une relation de long terme stationnaire avec l'indice EMU. La co-intégration avec l'indice Europe est aussi constatée dans les mêmes pays où elle fut observée relativement à l'indice EMU. La seule différence est que, dans ce cas, l'indice français n'est pas faiblement exogène.

3.4. L'analyse de co-intégration : les tests de co-intégration en décomposant l'indice Europe en deux éléments

Dans le troisième groupe de tests de co-intégration, le logarithme de l'indice Europe fut décomposé dans la somme du logarithme de l'indice EMU avec la différence entre eux, que nous désignons par « spread » dans les développements suivants. Puisque tous les indices ont la valeur $\log(100)$, au 2 janvier 2001 (première observation), la différence des logarithmes entre les deux indices européens, à n'importe quelle date, mesure la différence de leurs taux de croissance dès le premier jour de notre échantillon. Ce « spread » mesure également la contribution des indices nationaux des pays non membres de l'UEM pour le taux de croissance de l'indice Europe. Dans l'estimation de la relation de long terme, ainsi que dans le modèle à correction d'erreur, l'indice Europe fut remplacé par les deux variables où il est décomposé : l'indice EMU et le « spread ». Compte tenu du poids élevé que les

indices des pays appartenant à l'Union Monétaire Européenne ont dans l'indice Europe, cette solution permet d'obtenir des résultats plus clairs sur l'influence jouée par les éléments non EMU sur chacun des indices nationaux. La représentation de la relation de long terme dans ce modèle est la suivante :

$$P_{i,t} = \alpha + \beta_1 P_{EMU,t} + \beta_2 S_t + \beta_3 D_t + e_t$$

tandis que la représentation du modèle à correction d'erreur devient :

$$\Delta P_{i,t} = a_1 + a_{i,D} D_t + a_{k,e} e_{t-1} + \sum_{j=1}^L a_{11}(j) \Delta P_{k,t-j} + \sum_{j=1}^L a_{12}(j) \Delta P_{EMU,t-j} + \sum_{j=1}^L a_{13}(j) \Delta S_{t-j} + \varepsilon_{k,t}$$

.Dans les tests menés à partir de ce modèle, on estima des relations de long terme stationnaires pour tous les indices. Les résultats de l'estimation de la relation de long terme sont présentés au Tableau VI, et les résultats du modèle à correction d'erreur dans le Tableau VII. Dans ce test la co-intégration observée pour les mêmes pays que dans le premier test (à l'exception du Royaume Uni) : Allemagne, Danemark, France, Hollande, Irlande, et Suisse, auxquels viennent se joindre la Belgique et la Norvège. Par conséquent, la décomposition de l'indice Européen élargi, permet de mettre en évidence la contribution des marchés d'actions européens n'appartenant pas à la UEM, pour l'explication des variations de deux marchés que l'indice EMU ne suffisait pas à expliquer.

Classification des indices nationaux d'après les résultats des tests de co-intégration avec l'indice EMU et le "spread" entre les deux indices Européens

| | |
|-------------------------------|--|
| Co-integration | <i>Belgium, Denmark, France, Germany, Holland, Ireland, Norway and Switzerland</i> |
| Long-term stationary relation | <i>Austria, Finland, Greece, Italy, Portugal, Spain and Sweden</i> |

Conclusion

Les tests de co-intégration menés dans le but d'évaluer le degré d'intégration des marchés d'actions de seize pays européens, ont mis en évidence que la co-intégration entre un indice national et un des deux indices européens de référence, n'est constatée que dans une partie des cas. La co-intégration avec l'indice d'actions de l'Union Monétaire Européenne, fut estimée dans les cas de l'Allemagne, Danemark, France, Hollande, Irlande, Royaume Uni et la Suisse. Les mêmes résultats furent obtenus en remplaçant l'indice EMU, dans les tests, par l'indice Europe. Dans le troisième groupe de tests la co-intégration des indices nationaux est évaluée par rapport à deux variables : l'indice EMU et son « spread » relativement à l'indice Europe. Dans ces tests la Belgique et la Norvège rejoignent le groupe de pays relativement auxquels la co-intégration fut observée dans les modèles précédents. Le Royaume Uni suit le chemin contraire, car il ne fait pas partie du groupe de pays où le troisième modèle permet d'observer de la co-intégration. Dans le cas des autres pays, seule la relation stationnaire de long terme est confirmée par les tests: l'Espagne, la Finlande, la Grèce, l'Italie, le Portugal et la Suède dans tous les tests, et l'Autriche dans les tests incluant l'indice EMU et son « spread » par rapport à l'indice Européen élargi. La première conclusion est que l'intégration parfaite des marchés d'actions européens n'est constatée que pour les marchés qui étaient depuis longtemps internationalisés, dans le sens où des titres étrangers y étaient déjà négociés. Les pays où la co-intégration n'est pas observée, ont des marchés d'actions qui ont augmenté de dimension pendant une période relativement récente, cas du Portugal et de la Grèce, ou qui malgré leur dimension, sont peu internationalisés car il n'y a pas titres étrangers cotés sur ces marchés. Un aspect qui aide à soutenir cette hypothèse est la différence entre les résultats obtenus pour les quatre marchés qui composent l'Euronext: les bourses de Paris, Bruxelles, Amsterdam et Lisbonne. Tandis qu'il y a

co-intégration dans tous les modèles, en ce qui concerne les marchés d'actions de France et de Hollande, l'indice belge n'est co-intégré que dans le modèle incluant l'indice EMU plus son « spread » par rapport à l'indice Européen « élargi », et il n'y a pas de co-intégration en ce qui concerne l'indice portugais, qui est, dans ce groupe, celui qui correspond au marché dont la croissance est la plus récente. Une des situations atypiques est représentée par la Belgique et la Norvège, qui ne constatent les conditions de co-intégration que dans le modèle avec l'indice EMU et le « spread ». Le fait que la Belgique soit membre de l'Union Monétaire Européenne, tandis que la Norvège n'appartient pas à l'Union Européenne, met en évidence que l'intégration monétaire n'est pas le seul facteur fondamental d'intégration des marchés financiers en Europe. Cette hypothèse est également renforcée par le cas de la Suisse qui, n'étant pas membre de l'Union Européenne, fait, d'après les résultats obtenus, partie du groupe de pays qui est au centre de l'intégration des marchés d'actions en Europe. Le Royaume Uni est l'autre cas atypique, d'une part, il satisfait la condition de co-intégration dans les deux premiers modèles où il présente une exogénéité faible et, d'autre part, la décomposition de l'indice Européen dissimule la cointégration que l'indice anglais présente avec celui-ci. Plusieurs raisons expliquent les résultats particuliers obtenus pour l'Angleterre. D'une part, son niveau élevé d'internationalisation, qui comprend la négociation de titres émis dans d'autres pays européens contribue à entraîner un certain degré de dépendance par rapport aux autres marchés financiers européens. D'autre part, la dimension élevée de la bourse de Londres, et le fait que l'Angleterre n'appartient pas à l'Union Monétaire Européenne expliquent la faiblesse de sa relation de co-intégration avec les autres marchés boursiers européens.

On a vérifié également que les cas de cointégration furent, majoritairement observés dans les cas des indices dont les coefficients de corrélation moyens sont plus élevés.

Références

- Adjaouté, K. et Danthine, J.P. (2001), "Portfolio Diversification: Alive and well in Euroland!", *Research Paper n°32*, International Center for Financial Asset Management and Engineering, Geneve.
- Adler, M et Dumas, B. (1978), "Exchange Risk, Exposure, and the Relevance of Hedging", *Working Paper*, ESSEC, France.
- Adler, M. et Dumas, B. (1983), "International Portfolio Choice and Corporation Finance: A Synthesis", *The Journal of Finance*, Vol. XXXVIII, N°3, pp.925-984.
- Arshanapalli, B. et Doukas, J. (1993), "International stock market linkages:Evidence from the pre- and post-October 1987 period", *Journal of Banking and Finance*, 17, pp.193-208.
- Bakker, A. (1996), *The Liberalization of Capital Movements in Europe: the Monetary Committee and Financial Integration 1958-1994*, Kluwer Academic Publishers, 333 pp.
- Bekaert G, et Harvey, C. (1995), "Time-Varying World Integration", *The Journal of Finance*, Vol. L, N°2, pp.403-444.
- Bollerslev, T., Engle, R. et Wooldridge (1988), "A Capital Asset Pricing Model with Time-varying covariances", *Journal of Political Economy*, n° 96(1) pp.116-131.
- De Santis, G. et Gérard, B. (1997), " International Asset Pricing and Portfolio Diversification with Time-Varying Risk", *Journal of Finance*, LII (5), pp.1881-1912.
- Davis, P. (1999), "Institutionalization and EMU: Implications for European Financial Markets", *International Finance*, Vol. 2, N° 1, pp.53-94.
- Dermine, J. et Hillion, P. (1999), *European Capital Markets with a Single Currency*, Oxford University Press, 362 pp.
- Dickey, D., Jansen, D. et Thornton (1995), " A Primer on Cointegration with an Application to Money and Income", in Rao (ed.)(1995)
- Dumas, B et Solnik. B.(1995), " The Word Price of Foreign Exchange Risk", *The Journal of Finance* , Vol L, n° 2, pp 445-479.

Engle, R. et Granger, C. (1987), "Cointegration and Error-Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, N° 55, pp. 251-276.

Fama, E. (1970), "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *Journal of Finance*, pp 383-411

Fonseca, J.A. et Santos, A. (2004), *The Integration of the European Stock Markets in the World Market: A New Econometric Approach*, 3^a Conferência Anual da Portuguese Finance Network, Lisboa, 15 e 16 de Julho de 2004 .

Fratzscher, M. (2001), " Financial Market Integration in Europe: on the Effects of EMU on Stock Markets", *Working Paper*, ECB.

Hardouvelis, G., Malliaropulos, D. et Priestley, R. (2001), "EMU and European Stock Market Integration", *Working Paper CEPR*

Harvey, C.(1991), "The World Price of Covariance Risk", *Journal of Finance*, XLVI(1) pp. 111-157.

Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp.231-254

Johansen, S. (1991), "Estimating and Hypothesis Testing of Cointegrating Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, N°. 59, pp.1551-1580

Jorion, P. et Schwartz, E. (1986), " Integration versus Segmentation in the Canadian Stock Market" *The Journal of Finance* ,Vol. XLI, N°3, pp.603-616.

Karoly, G. et Stulz, R. (1996), "Why Do Markets Move Together? An Investigation of U.S.-Japan Stock Return Comovements", *The Journal of Finance*, Vol LI, n° 3, pp. 951-986.

Karolyi, G. et Stulz, R. (ed.) (2003), in "Introduction", *International Capital Markets* (3 vol), Ed Elgar, U.K.

Kasa, K. (1992) "Common stochastic trends in international stocks markest", *Journal of Monetary Economics*, 29, pp 95-124

Lintner, J. (1965), "The Valuation of Risky Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets", *Review of Economics and Statistics*, fev., pp.13-37.

- Longin, F. et Solnik, B.(1995), “ Is the correlation in international equity returns constant.1960-1990?”, *Journal of International Money and Finance*, vol. 14, n° 1, pp.3-26.
- Merton, R. (1973), “ An Intertemporal Capital Asset Pricing Model”, *Econometrica*, N° 41, pp. 867-887, reedité em Merton (1990) (Chap 15).
Merton, R. (1990b), *Continuous-Time Finance*, Ed. Basil Blackwell, U.K.
- Miloudi, A. (2003), “Interdépendances entre Places Financières Européennes: une Analyse en terme de Cointégration et de Causalité”, *document de recherche*, ATER en Finance, Université de Rennes.
- Mossin, J.(1966), “Equilibrium in a Capital Asset Market”, *Econometrica*, Vol. 34, N° 4, pp. 768-83.
- Pascual, A. (2003), “Assessing European stock markets (co)integration”, *Economic Letters*, 78, pp.197-203.
- Ragunathan, V., Faff, et Brooks, R., “Correlations, business cycles and integration”, *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 9 (1999) pp. 75-95.
- Rangvid, J. (2001), “Increasing convergence among European stock markets? A recursive common stochastic trends analysis”, *Economic Letters*, 7, pp.383-389.
- Rao, B (ed.) (1995), *Cointegration for the Applied Economist*, Ed. McMillan, 231pp.
- Richards, A. (1995), “Comovements in national stock markets returns: Evidence of predictability, but not cointegration”, *Journal of Monetary Economics*, 36, pp. 631-654.
- Ross, S. (1976), “ The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing”, *Journal of Economic Theory*, N° 13, pp 341-360.
- Sercu, P.(1977), “A Generalization of the International Asset Pricing Model”, *Revue de l'Association Française de Finance*, 1(1), pp.91-135
- Sharpe, W. (1964), “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk”, *The Journal of Finance* ,Vol. XIX, N°3, pp.425-442.
- Solnik, B. (1974), “An Equilibrium Model of International Capital Market”, *Journal of Economic Theory*, N° 8, pp. 500-524.

Stehle, R. (1977), "An Empirical Test of the Alternative Hypothesis of National and International Pricing of Risky Assets, *The Journal of Finance* ,Vol. XXXII, N°2, pp.493-502.

Steil. B.(ed.) (1996), *The European Equity Markets*, The Royal Institute of International Affairs, UK, 409 pp.

Fig 1: EMU Index (log)



Tableau I- Test Dickey-Fuller Augmenté sur la stationnarité des indices d’actions

Statistique Z de Dickey-Fuller au seuil critique de 5% = -8.1

Nombre de retards d’après les critères bayesiens de Akaike (AK) et Schwartz (SC)

| Pays | Statistique Z | Nombre de retards |
|---------------|----------------------|--------------------------|
| Allemagne | -0.1229 | AK : 10 SC : 0 |
| Autriche | 0.1407 | AK : 0 SC : 0 |
| Belgique | -0.0216 | AK : 16 SC : 1 |
| Danmark | -0.0289 | AK : 0 SC : 0 |
| Espagne | -0.0307 | AK : 19 SC : 0 |
| Finlande | -0.3147 | AK : 0 SC : 0 |
| France | -0.1055 | AK : 19 SC : 0 |
| Grèce | -0.0495 | AK : 4 SC : 0 |
| Hollande | -0.1526 | AK : 19 SC : 0 |
| Indice EMU | -0.1017 | AK : 10 SC : 0 |
| Indice Europe | -0.0895 | AK : 10 SC : 0 |
| Irlande | -0.0183 | AK : 1 SC : 0 |
| Italie | -0.0729 | AK : 8 SC : 0 |
| Norvège | 0.0273 | AK : 0 SC : 0 |
| Portugal | -0.0745 | AK : 4 SC : 1 |
| Royaume Uni | -0.0883 | AK : 19 SC : 0 |
| Spread | -1.7999 | AK : 1 SC : 1 |
| Suède | -0.0921 | AK : 10 SC : 0 |
| Suisse | -0.0745 | AK : 6 SC : 0 |

**Tableau II- Résultats de l'estimation de la relation de long terme
entre les indices nationaux et l'indice EMU**

(Test de Dickey-Fuller à la série des termes d'erreur – n° de retards = 0 :
Statistique τ de Dickey-Fuller au seuil critique de 5% = -2.865

| Pays | R² Ajusté | Constante (T) | β_1 (T) indice EMU | β_2 (T) « dummy » | Stat. τ de Dickey- Fuller du terme d'erreur |
|-------------|---------------------------------|--------------------------|---|--|--|
| Allemagne | 0.988 | -1.011 (-44.495) | 1.232 (234.825) | -0.004 -1.844 | -4.779 |
| Autriche | 0.586 | 1.856 (17.228) | 0.640 (25.724) | 0.384 (38.421) | -1.683 |
| Belgique | 0.873 | 0.705 (13.484) | 0.859 (71.108) | 0.038 (7.994) | -1.577 |
| Danmark | 0.906 | 0.426 (10.002) | 0.925 (93.972) | 0.121 (30.594) | -4.052 |
| Espagne | 0.967 | 0.474 (20.262) | 0.919 (170.054) | 0.155 (71.562) | -5.387 |
| Finlande | 0.772 | -0.426 (-3.818) | 1.016 (39.442) | -0.107 (-10.366) | -3.015 |
| France | 0.997 | 0.118 (13.787) | 0.974 (490.143) | -0.001 (-1.662) | -5.527 |
| Grèce | 0.878 | -1.225 (-17.770) | 1.257 (78.991) | 0.131 (20.564) | -3.543 |
| Hollande | 0.980 | 0.398 (13.898) | 0.911 (137.793) | -0.156 (-58.882) | -3.430 |
| Irlande | 0.865 | 0.634 (11.716) | 0.883 (70.697) | 0.0571 (11.369) | -3.060 |
| Italie | 0.970 | 0.615 (26.974) | 0.857 (162.683) | 0.064 (30.514) | -3.238 |
| Norvège | 0.678 | 0.605 (7.161) | 0.894 (45.860) | 0.161 (20.543) | -1.842 |
| Portugal | 0.930 | 0.0152 (0.374) | 0.998 (105.957) | 0.096 (25.540) | -4.273 |
| Royaume Uni | 0.985 | 1.207 (67.831) | 0.744 (181.018) | -0.064 (-39.153) | -5.575 |
| Suède | 0.939 | -1.476 (-31.550) | 1.314 (121.617) | 0.194 (44.820) | -4.127 |
| Suisse | 0.958 | 1.495 (60.404) | 0.667 (116.698) | -0.0183 (-7.984) | -4.179 |

Tableau III: Modèle à correction d'erreur (co-intégration avec l'indice EMU)

(Statistique T des coefficients)

| Variable Dépendante | α_1 | $\alpha_{i,D}$ | $\alpha_{i,e}$ | α_{11} | α_{12} |
|------------------------|---------------------|-------------------|------------------|---------------------|--------------------|
| Allemagne | -0.0016 (-1.992) | 0.0022 (2.017) | 0.042 (2.003) | 0.049 (0.621) | -0.130 (-1.339) |
| Danmark | -0.0009 (-1.817) | 0.0016 (2.354) | 0.016 (2.402) | -0.135 (-3.480) | 0.144 (4.830) |
| Espagne | -0.0008 (-1.277) | 0.0016 (1.740) | 0.024 (1.414) | -0.054 (-0.783) | 0.033 (0.471) |
| Finlande | -0.0016 (0.910) | 0.0015 (0.910) | 0.007 (1.081) | -0.027 (-0.608) | 0.028 (0.347) |
| France | -0.001 (-1.556) | 0.004 (1.488) | 0.056 (1.143) | -0.374 (-2.520) | 0.387 (2.458) |
| Grèce | -0.0014 (-2.393) | 0.0024 (2.910) | 0.009 (1.870) | 0.0523 (1.531) | 0.049 (1.601) |
| Hollande | -0.0011 (-1.559) | 0.0011 (1.048) | 0.048 (3.110) | -0.330 (-3.360) | 0.361 (3.224) |
| Irlande | -0.0007 (-1.413) | 0.0015 (1.946) | 0.014 (2.449) | -0.014 (-0.394) | 0.102 (3.216) |
| Italie | -0.0009 (-1.707) | 0.0015 (1.911) | 0.017 (1.143) | -0.116 (-1.488) | 0.102 (1.488) |
| Portugal | -0.0009 (-2.138) | 0.0014 (2.251) | 0.006 (1.006) | 0.089 (2.314) | -0.014 (-0.553) |
| Royaume Uni | -0.0008 (-1.471) | 0.0011 (1.304) | 0.024 (1.191) | -0.200 (-3.200) | 0.133 (2.353) |
| Suède | -0.0013 (-1.571) | 0.0023 (1.904) | 0.012 (1.119) | -0.0374 (-0.734) | 0.116 (1.739) |
| Suisse | -0.0008 (-1.543) | 0.0011 (1.435) | 0.045 (3.216) | 0.003 (0.053) | 0.016 (0.322) |

**Tableau IV- Résultats de l'estimation de la relation de long terme
entre les indices nationaux et l'indice Europe**

(Test de Dickey-Fuller à la série des termes d'erreur – n° de retards = 0 :
Statistique τ de Dickey-Fuller au seuil critique de 5% = -2.865

| Pays | R² Ajusté | Constante (T) | β_1 (T) indice Europe | β_2 (T) « dummy » | Stat. τ de Dickey- Fuller du terme d'erreur |
|-------------|---------------------------------|--------------------------|--|--|--|
| Allemagne | 0.986 | -1.751 (-61.463) | 1.391 (213.347) | 0.0195 (8.170) | -5.154 |
| Autriche | 0.605 | 1.358 (11.30659) | 0.748 (27.216) | 0.402 (39.951) | -1.812 |
| Belgique | 0.888 | 0.128 (87 2.300) | 0.984 (76.937) | 0.0585 (12.489) | -1.752 |
| Danmark | 0.919 | -0.174 (-3.854) | 1.055 (102.027) | 0.141 (37.263) | -4.446 |
| Espagne | 0.966 | -0.0825 (-3.035) | 1.038 (166.822) | 0.173 (75.938) | -5.613 |
| Finlande | 0.756 | -0.931 (-7.082) | 1.123 (37.310) | -0.093 (-8.499) | -3.014 |
| France | 0.998 | -0.478 (-59.321) | 1.103 (597.360) | 0.0178 (26.428) | -8.619 |
| Grèce | 0.880 | -1.998 (-25.583) | 1.424 (79.615) | 0.156 (23.888) | -3.678 |
| Hollande | 0.976 | -0.132 (-3.699) | 1.025 (125.101) | -0.140 (-46.668) | -3.181 |
| Irlande | 0.874 | 0.0681 (1.142) | 1.005 (73.415) | 0.0758 (15.117) | -3.126 |
| Italie | 0.963 | 0.114 (3.924) | 0.965 (144.757) | 0.0802 (32.857) | -3.288 |
| Norvège | 0.705 | -0.029 (-0.316) | 1.032 (48.847) | 0.183 (23.690) | -1.967 |
| Portugal | 0.932 | -0.600 (-13.124) | 1.131 (107.940) | 0.116 (30.385) | -4.544 |
| Royaume Uni | 0.992 | 0.725 (50.333) | 0.848 (256.996) | -0.048 (-40.194) | -5.527 |
| Suède | 0.948 | -2.309 (-46.657) | 1.493 (131.810) | 0.222 (53.490) | -4.513 |
| Suisse | 0.967 | 1.062 (42.351) | 0.760 (132.364) | -0.003 (-1.848) | -4.322 |

Tableau V: Modèle à correction d'erreur (co-intégration avec l'indice Europe)

(Statistique T des coefficients)

| Variable Dépendante | α_1 | $\alpha_{i,D}$ | $\alpha_{i,e}$ | α_{11} | α_{12} |
|------------------------|---------------------|-------------------|------------------|---------------------|--------------------|
| Allemagne | -0.0016 (-1.995) | 0.0022 (2.019) | 0.045 (2.342) | 0.028 (0.429) | -0.118 (-1.320) |
| Danmark | -0.001 (-1.831) | 0.0016 (2.378) | 0.020 (2.683) | -0.139 (-3.560) | 0.160 (4.826) |
| Espagne | -0.0008 (-1.318) | 0.0016 (1.757) | 0.030 (1.774) | -0.0067 (-0.107) | -0.023 (-0.339) |
| Finlande | -0.0017 (-1.420) | 0.0015 (0.934) | 0.007 (1.173) | -0.012 (-0.274) | -0.011 (-0.127) |
| France | -0.0011 (-1.615) | 0.0015 (1.565) | 0.136 (2.216) | -0.123 (-1.038) | 0.131 (0.942) |
| Grèce | -0.0014 (-2.400) | 0.0024 (2.915) | 0.009 (1.811) | 0.056 (1.668) | 0.045 (1.327) |
| Hollande | -0.0011 (-1.599) | 0.0011 (1.133) | 0.044 (3.125) | -0.230 (-2.484) | 0.265 (2.280) |
| Irlande | -0.0007 (-1.429) | 0.0015 (1.965) | 0.016 (2.581) | -0.013 (-0.337) | 0.104 (2.934) |
| Italie | -0.0009 (-1.715) | 0.0015 (1.917) | 0.018 (1.366) | -0.087 (-1.254) | 0.084 (1.239) |
| Portugal | -0.0009 (-2.151) | 0.0014 (2.261) | 0.008 (1.233) | 0.103 (2.702) | -0.034 (-1.188) |
| Royaume Uni | -0.0008 (-1.464) | 0.0011 (1.294) | 0.028 (0.976) | -0.285 (-3.017) | 0.225 (2.372) |
| Suède | -0.0013 (-1.590) | 0.0023 (1.916) | 0.016 (1.374) | -0.010 (-0.202) | 0.077 (1.035) |
| Suisse | -0.0009 (-1.562) | 0.0011 (1.455) | 0.059 (3.704) | 0.022 (0.356) | -0.005 (-0.095) |

Tableau VI- Résultats de l'estimation de la relation de long terme entre les indices nationaux, l'indice EMU et le Spread

(Test de Dickey-Fuller à la série des termes d'erreur – n° de retards = 0 :

Statistique τ de Dickey-Fuller au seuil critique de 5% = -2.865)

| Pays | R² Ajusté | Constante (T) | β_1 (T) indice EMU | β_2 (T) Spread | β_3 (T) dummy | Stat. τ de Dickey- Fuller du terme d'erreur |
|-------------|---------------------------------|--------------------------|--|--|---|--|
| Allemagne | 0.988 | -1.045 (-19.152) | 1.240 (104.066) | 0.0622 (0.686) | -0.003 (-1.05014) | -4.800 |
| Autriche | 0.667 | -1.509 (-6.509) | 1.365 (26.974) | 6.157 (15.964) | 0.493 (43.758) | -3.038 |
| Belgique | 0.904 | -1.133 (-10.407) | 1.255 (52.820) | 3.363 (18.574) | 0.098 (18.596) | -3.041 |
| Danmark | 0.925 | -0.941 (-10.320) | 1.220 (61.305) | 2.502 (16.498) | 0.165 (37.320) | -5.061 |
| Espagne | 0.967 | 0.279 (5.012) | 0.960 (78.865) | 0.355 (3.831) | 0.1617 (59.602) | -5.488 |
| Finlande | 0.806 | 2.600 (10.509) | 0.3640 (6.746) | -5.536 (-13.455) | -0.205 (-17.087) | -3.734 |
| France | 0.998 | -0.282 (-18.194) | 1.061 (313.386) | 0.733 (28.432) | 0.0116 (15.477) | -8.225 |
| Grèce | 0.880 | -1.818 (-11.056) | 1.385 (38.610) | 1.083 (3.962) | 0.1508 (18.870) | -3.641 |
| Hollande | 0.981 | 0.839 (12.495) | 0.816 (55.712) | -0.806 (-7.221) | -0.170 (-52.340) | -3.886 |
| Irlande | 0.876 | -0.445 (-3.575) | 1.116 (41.022) | 1.975 (9.527) | 0.0921 (15.200) | -3.261 |
| Italie | 0.972 | 0.961 (17.961) | 0.782 (66.993) | -0.632 (-7.106) | 0.053 (20.527) | -3.433 |
| Norvège | 0.754 | -2.283 (-12.876) | 1.517 (39.192) | 5.283 (17.916) | 0.254 (29.544) | -3.164 |
| Portugal | 0.932 | -0.516 (-5.365) | 1.1132 (52.945) | 0.973 (6.076) | 0.114 (24.342) | -4.506 |
| Royaume Uni | 0.996 | 0.134 (6.084) | 0.975 (202.51) | 1.963 (53.498) | -0.029 (-27.863) | -4.378 |
| Suède | 0.949 | -2.817 (-27.439) | 1.603 (71.538) | 2.452 (14.364) | 0.238 (47.711) | -4.807 |
| Suisse | 0.971 | 0.518 (10.527) | 0.877 (81.668) | 1.787 (21.827) | 0.013 (5.569) | -4.785 |

**Tableau VII: Modèle à correction d'erreur (co-intégration avec
l'indice EMU et le Spread)**
(Statistique T des coefficients)

| Variable Dépendante | α_1 | $\alpha_{i,D}$ | $\alpha_{i,e}$ | α_{11} | α_{12} | α_{13} |
|------------------------|----------------------|-------------------|------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| Autriche | -0.00002 (-0.065) | 0.0013 (2.422) | 0.004 (1.584) | -0.025 (-0.744) | 0.027 (1.157) | -0.090 (-0.872) |
| Belgique | -0.0007 (-1.214) | 0.0013 (1.518) | 0.018 (2.185) | 0.155 (2.690) | -0.076 (-1.298) | -0.179 (-1.128) |
| Danmark | -0.0009 (-1.832) | 0.0016 (2.376) | 0.022 (2.878) | -0.139 (-3.571) | 0.152 (4.456) | 0.093 (0.093) |
| Finlande | -0.0016 (-1.403) | 0.0015 (0.900) | 0.005 (0.005) | -0.028 (-0.641) | -0.023 (-0.023) | -0.475 (-1.548) |
| France | -0.001 (-1.566) | 0.0014 (1.501) | 0.137 (2.042) | -0.322 (-2.113) | 0.324 (1.958) | -0.091 (-0.506) |
| Allemagne | -0.0015 (-1.991) | 0.002 (2.017) | 0.043 (2.028) | 0.050 (0.620) | -0.130 (-1.342) | 0.008 (0.039) |
| Grèce | -0.0014 (-2.392) | 0.0024 (2.903) | 0.009 (1.773) | 0.052 (1.543) | 0.032 (0.925) | -0.149 (-0.992) |
| Hollande | -0.0011 (-1.557) | 0.0011 (1.048) | 0.047 (2.940) | -0.319 (-3.176) | 0.342 (2.844) | -0.073 (-0.378) |
| Irlande | -0.0007 (-1.414) | 0.0015 (1.941) | 0.016 (2.617) | -0.010 (-0.284) | 0.088 (2.360) | -0.095 (-0.673) |
| Italie | -0.0009 (-1.704) | 0.0015 (1.908) | 0.014 (0.946) | -0.117 (-1.504) | 0.102 (1.463) | -0.009 (-0.066) |
| Norvège | -0.0005 (-0.935) | 0.0014 (1.922) | 0.012 (2.686) | -0.093 (-2.452) | 0.167 (4.499) | -0.077 (-0.547) |
| Portugal | -0.0009 (-2.146) | 0.0014 (2.245) | 0.007 (1.153) | 0.089 (2.311) | -0.046 (-1.582) | -0.281 (-2.464) |
| Espagne | -0.0008 (-1.275) | 0.0016 (1.733) | 0.027 (1.556) | -0.063 (-0.903) | 0.007 (0.109) | -0.296 (-1.723) |
| Suède | -0.0013 (-1.573) | 0.0022 (1.890) | 0.018 (1.519) | -0.019 (-0.374) | 0.051 (0.680) | -0.393 (-1.760) |
| Suisse | -0.0009 (-1.561) | 0.0011 (1.446) | 0.071 (4.186) | 0.034 (0.549) | -0.033 (-0.523) | -0.203 (-1.217) |
| Royaume Uni | -0.0008 (-1.473) | 0.0011 (1.303) | 0.005 (0.145) | -0.240 (-1.285) | 0.171 (0.860) | 0.076 (0.165) |

ESTUDOS DO G.E.M.F.

(Available on-line at <http://gemf.fe.uc.pt>)

-
- 2006-06 *L'intégration des marchés financiers*
- José Soares da Fonseca
- 2006-05 *The Integration of European Stock Markets and Market Timing*
- José Soares da Fonseca
- 2006-04 *Mobilidade do Capital e Sustentabilidade Externa – uma aplicação da tese de F-H a Portugal (1910-2004)*
- João Sousa Andrade
- 2006-03 *Works Councils, Labor Productivity and Plant Heterogeneity: First Evidence from Quantile Regressions*
- Joachim Wagner, Thorsten Schank, Claus Schnabel & John T. Addison
- 2006-02 *Does the Quality of Industrial Relations Matter for the Macroeconomy? A Cross-Country Analysis Using Strikes Data*
- John T. Addison & Paulino Teixeira
- 2006-01 *Monte Carlo Estimation of Project Volatility for Real Options Analysis*
- Pedro Manuel Cortesão Godinho
-
- 2005-17 *On the Stability of the Wealth Effect*
- Fernando Alexandre, Pedro Bação & Vasco J. Gabriel
- 2005-16 *Building Blocks in the Economics of Mandates*
- John T. Addison, C. R. Barrett & W. S. Siebert
- 2005-15 *Horizontal Differentiation and the survival of Train and Coach modes in medium range passenger transport, a welfare analysis comprising economies of scope and scale*
- Adelino Fortunato & Daniel Murta
- 2005-14 *'Atypical Work' and Compensation*
- John T. Addison & Christopher J. Surfield
- 2005-13 *The Demand for Labor: An Analysis Using Matched Employer-Employee Data from the German LIAB. Will the High Unskilled Worker Own-Wage Elasticity Please Stand Up?*
- John T. Addison, Lutz Bellmann, Thorsten Schank & Paulino Teixeira
- 2005-12 *Works Councils in the Production Process*
- John T. Addison, Thorsten Schank, Claus Schnabel & Joachim Wagner
- 2005-11 *Second Order Filter Distribution Approximations for Financial Time Series with Extreme Outliers*
- J. Q. Smith & António A. F. Santos
- 2005-10 *Firm Growth and Persistence of Chance: Evidence from Portuguese Microdata*
- Blandina Oliveira & Adelino Fortunato
- 2005-09 *Residential water demand under block rates – a Portuguese case study*
- Rita Martins & Adelino Fortunato
- 2005-08 *Politico-Economic Causes of Labor Regulation in the United States: Alliances and Raising Rivals' Costs (and Sometimes Lowering One's Own)*
- John T. Addison
- 2005-07 *Firm Growth and Liquidity Constraints: A Dynamic Analysis*
- Blandina Oliveira & Adelino Fortunato
- 2005-06 *The Effect of Works Councils on Employment Change*
- John T. Addison & Paulino Teixeira
- 2005-05 *Le Rôle de la Consommation Publique dans la Croissance: le cas de l'Union Européenne*
- João Sousa Andrade, Maria Adelaide Silva Duarte & Claude Berthomieu

- 2005-04 *The Dynamics of the Growth of Firms: Evidence from the Services Sector*
- Blandina Oliveira & Adelino Fortunato
- 2005-03 *The Determinants of Firm Performance: Unions, Works Councils, and Employee Involvement/High Performance Work Practices*
- John T. Addison
- 2005-02 *Has the Stability and Growth Pact stabilised? Evidence from a panel of 12 European countries and some implications for the reform of the Pact*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- 2005-01 *Sustainability of Portuguese Fiscal Policy in Historical Perspective*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- 2004-03 *Human capital, mechanisms of technological diffusion and the role of technological shocks in the speed of diffusion. Evidence from a panel of Mediterranean countries*
- Maria Adelaide Duarte & Marta Simões
- 2004-02 *What Have We Learned About The Employment Effects of Severance Pay? Further Iterations of Lazear et al.*
- John T. Addison & Paulino Teixeira
- 2004-01 *How the Gold Standard Functioned in Portugal: an analysis of some macroeconomic aspects*
- António Portugal Duarte & João Sousa Andrade
- 2003-07 *Testing Gibrat's Law: Empirical Evidence from a Panel of Portuguese Manufacturing Firms*
- Blandina Oliveira & Adelino Fortunato
- 2003-06 *Régimes Monétaires et Théorie Quantitative du Produit Nominal au Portugal (1854-1998)*
- João Sousa Andrade
- 2003-05 *Causas do Atraso na Estabilização da Inflação: Abordagem Teórica e Empírica*
- Vítor Castro
- 2003-04 *The Effects of Households' and Firms' Borrowing Constraints on Economic Growth*
- Maria da Conceição Costa Pereira
- 2003-03 *Second Order Filter Distribution Approximations for Financial Time Series with Extreme Outliers*
- J. Q. Smith & António A. F. Santos
- 2003-02 *Output Smoothing in EMU and OECD: Can We Forego Government Contribution? A risk sharing approach*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- 2003-01 *Um modelo VAR para uma Avaliação Macroeconómica de Efeitos da Integração Europeia da Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade
- 2002-08 *Discrimination des facteurs potentiels de croissance et type de convergence de l'économie portugaise dans l'UE à travers la spécification de la fonction de production macro-économique. Une étude appliquée de données de panel et de séries temporelles*
- Marta Simões & Maria Adelaide Duarte
- 2002-07 *Privatisation in Portugal: employee owners or just happy employees?*
- Luís Moura Ramos & Rita Martins
- 2002-06 *The Portuguese Money Market: An analysis of the daily session*
- Fátima Teresa Sol Murta

- 2002-05 *As teorias de ciclo políticos e o caso português*
- Rodrigo Martins
- 2002-04 *Fundos de acções internacionais: uma avaliação de desempenho*
- Nuno M. Silva
- 2002-03 *The consistency of optimal policy rules in stochastic rational expectations models*
- David Backus & John Driffill
- 2002-02 *The term structure of the spreads between Portuguese and German interest rates during stage II of EMU*
- José Soares da Fonseca
- 2002-01 *O processo desinflacionista português: análise de alguns custos e benefícios*
- António Portugal Duarte
- 2001-14 *Equity prices and monetary policy: an overview with an exploratory model*
- Fernando Alexandre & Pedro Bação
- 2001-13 *A convergência das taxas de juro portuguesas para os níveis europeus durante a segunda metade da década de noventa*
- José Soares da Fonseca
- 2001-12 *Le rôle de l'investissement dans l'éducation sur la croissance selon différentes spécifications du capital humain.*
- Adelaide Duarte & Marta Simões
- 2001-11 *Ricardian Equivalence: An Empirical Application to the Portuguese Economy*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- 2001-10 *A Especificação da Função de Produção Macro-Económica em Estudos de Crescimento Económico.*
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- 2001-09 *Eficácia da Análise Técnica no Mercado Accionista Português*
- Nuno Silva
- 2001-08 *The Risk Premiums in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates: Estimation by a cointegration method*
- José Soares da Fonseca
- 2001-07 *Principais factores de crescimento da economia portuguesa no espaço europeu*
- Maria Adelaide Duarte e Marta Simões
- 2001-06 *Inflation Targeting and Exchange Rate Co-ordination*
- Fernando Alexandre, John Driffill e Fabio Spagnolo
- 2001-05 *Labour Market Transition in Portugal, Spain, and Poland: A Comparative Perspective*
- Paulino Teixeira
- 2001-04 *Paridade do Poder de Compra e das Taxas de Juro: Um estudo aplicado a três países da UEM*
- António Portugal Duarte
- 2001-03 *Technology, Employment and Wages*
- John T. Addison & Paulino Teixeira
- 2001-02 *Human capital investment through education and economic growth. A panel data analysis based on a group of Latin American countries*
- Maria Adelaide Duarte & Marta Simões
- 2001-01 *Risk Premiums in the Portuguese Treasury Bills Interest Rates from 1990 to 1998. An ARCH-M Approach*
- José Soares da Fonseca

- 2000-08 *Identificação de Vectores de Cointegração: Análise de Alguns Exemplos*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- 2000-07 *Imunização e M-quadrado: Que relação?*
- Jorge Cunha
- 2000-06 *Eficiência Informacional nos Futuros Lisbor 3M*
- Nuno M. Silva
- 2000-05 *Estimation of Default Probabilities Using Incomplete Contracts Data*
- J. Santos Silva & J. Murteira
- 2000-04 *Un Essai d'Application de la Théorie Quantitative de la Monnaie à l'économie portugaise, 1854-1998*
- João Sousa Andrade
- 2000-03 *Le Taux de Chômage Naturel comme un Indicateur de Politique Economique? Une application à l'économie portugaise*
- Adelaide Duarte & João Sousa Andrade
- 2000-02 *La Convergence Réelle Selon la Théorie de la Croissance: Quelles Explications pour l'Union Européenne?*
- Marta Cristina Nunes Simões
- 2000-01 *Política de Estabilização e Independência dos Bancos Centrais*
- João Sousa Andrade
-
- 1999-09 *Nota sobre a Estimação de Vectores de Cointegração com os Programas CATS in RATS, PCFIML e EVIEWS*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- 1999-08 *A Abertura do Mercado de Telecomunicações Celulares ao Terceiro Operador: Uma Decisão Racional?*
- Carlos Carreira
- 1999-07 *Is Portugal Really so Arteriosclerotic? Results from a Cross-Country Analysis of Labour Adjustment*
- John T. Addison & Paulino Teixeira
- 1999-06 *The Effect of Dismissals Protection on Employment: More on a Vexed Theme*
- John T. Addison, Paulino Teixeira e Jean-Luc Grosso
- 1999-05 *A Cobertura Estática e Dinâmica através do Contrato de Futuros PSI-20. Estimação das Rácios e Eficácia Ex Post e Ex Ante*
- Helder Miguel C. V. Sebastião
- 1999-04 *Mobilização de Poupança, Financiamento e Internacionalização de Carteiras*
- João Sousa Andrade
- 1999-03 *Natural Resources and Environment*
- Adelaide Duarte
- 1999-02 *L'Analyse Positive de la Politique Monétaire*
- Chistian Aubin
- 1999-01 *Economias de Escala e de Gama nos Hospitais Públicos Portugueses: Uma Aplicação da Função de Custo Variável Translog*
- Carlos Carreira
-
- 1998-11 *Equilíbrio Monetário no Longo e Curto Prazos - Uma Aplicação à Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade

- 1998-10 *Algumas Observações Sobre o Método da Economia*
- João Sousa Andrade
- 1998-09 *Mudança Tecnológica na Indústria Transformadora: Que Tipo de Viés Afinal?*
- Paulino Teixeira
- 1998-08 *Portfolio Insurance and Bond Management in a Vasicek's Term Structure of Interest Rates*
- José Alberto Soares da Fonseca
- 1998-07 *Financial Innovation and Money Demand in Portugal: A Preliminary Study*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- 1998-06 *The Stability Pact and Portuguese Fiscal Policy: the Application of a VAR Model*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- 1998-05 *A Moeda Única e o Processo de Difusão da Base Monetária*
- José Alberto Soares da Fonseca
- 1998-04 *La Structure par Termes et la Volatilité des Taux d'intérêt LISBOR*
- José Alberto Soares da Fonseca
- 1998-03 *Regras de Comportamento e Reformas Monetárias no Novo SMI*
- João Sousa Andrade
- 1998-02 *Um Estudo da Flexibilidade dos Salários: o Caso Espanhol e Português*
- Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- 1998-01 *Moeda Única e Internacionalização: Apresentação do Tema*
- João Sousa Andrade
- 1997-09 *Inovação e Aplicações Financeiras em Portugal*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- 1997-08 *Estudo do Efeito Liquidez Aplicado à Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade
- 1997-07 *An Introduction to Conditional Expectations and Stationarity*
- Rui Manuel de Almeida
- 1997-06 *Definição de Moeda e Efeito Berlusconi*
- João Sousa Andrade
- 1997-05 *A Estimação do Risco na Escolha dos Portafólios: Uma Visão Selectiva*
- António Alberto Ferreira dos Santos
- 1997-04 *A Previsão Não Paramétrica de Taxas de Rentabilidade*
- Pedro Manuel Cortesão Godinho
- 1997-03 *Propriedades Assintóticas de Densidades*
- Rui Manuel de Almeida
- 1997-02 *Co-Integration and VAR Analysis of the Term Structure of Interest Rates: an empirical study of the Portuguese money and bond markets*
- João Sousa Andrade & José Soares da Fonseca
- 1997-01 *Repartição e Capitalização. Duas Modalidades Complementares de Financiamento das Reformas*
- Maria Clara Murteira
- 1996-08 *A Crise e o Ressurgimento do Sistema Monetário Europeu*
- Luis Manuel de Aguiar Dias
- 1996-07 *Housing Shortage and Housing Investment in Portugal a Preliminary View*
- Vítor Neves

- 1996-06 *Housing, Mortgage Finance and the British Economy*
- Kenneth Gibb & Nile Istephan
- 1996-05 *The Social Policy of The European Community, Reporting Information to Employees, a U.K. perspective: Historical Analysis and Prognosis*
- Ken Shackleton
- 1996-04 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: aplicação à economia portuguesa*
- Carlos Fonseca Marinho
- 1996-03 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica*
- Carlos Fonseca Marinho
- 1996-02 *As taxas de juro no MML e a Restrição das Reservas Obrigatórias dos Bancos*
- Fátima Assunção Sol e José Alberto Soares da Fonseca
- 1996-01 *Uma Análise de Curto Prazo do Consumo, do Produto e dos Salários*
- João Sousa Andrade